

Metody probabilistyczne

Rozwiązania zadań

8. Wielowymiarowe zmienne losowe II

16.12.2020

Zadanie 1. Niech $g(\mathbf{X})$ będzie funkcją wektora dyskretnej zmiennej losowej $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$. Pokaż, że zachodzi:

$$E(g(\mathbf{X})) = \sum_{\mathbf{x}} g(\mathbf{x})P(\mathbf{X} = \mathbf{x})$$

Odpowiedź: Zdefiniujmy zmienną losową $Z = g(\mathbf{X})$. Ponieważ z definicji rozkładu funkcji zmiennej losowej:

$$P(Z = z) = \sum_{\mathbf{x}: g(\mathbf{x})=z} P(\mathbf{X} = \mathbf{x}),$$

to

$$\begin{aligned} E(g(\mathbf{X})) &= EZ = \sum_z z P(Z = z) \\ &= \sum_z z \left(\sum_{\mathbf{x}: g(\mathbf{x})=z} P(\mathbf{X} = \mathbf{x}) \right) \\ &= \sum_z \sum_{\mathbf{x}: g(\mathbf{x})=z} g(\mathbf{x})P(\mathbf{X} = \mathbf{x}) \\ &\stackrel{(*)}{=} \sum_{\mathbf{x}} g(\mathbf{x})P(\mathbf{X} = \mathbf{x}), \end{aligned}$$

gdzie w (*) zauważyliśmy, że $\sum_z \sum_{\mathbf{x}: g(\mathbf{x})=z}$ jest po prostu sumą po wszystkich \mathbf{x} .

Zadanie 2. Pokaż, że dla dowolnych zmiennych losowych:

$$E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = EX_1 + EX_2 + \dots + EX_n.$$

Możesz wykorzystać udowodniony na wykładzie fakt, że zachodzi to dla $n = 2$ zmiennych losowych.

Odpowiedź: Udowodnimy to przez indukcję po n , zaczynając od $n = 2$. Przypadek bazowy dla $n = 2$ został pokazany na wykładzie. Weźmy teraz dowolne n i założmy (krok indukcyjny), że twierdzenie zachodzi dla $n - 1$, tzn. że dla dowolnych zmiennych losowych X_1, X_2, \dots, X_{n-1} zachodzi:

$$E(X_1 + X_2 + \dots + X_{n-1}) = EX_1 + EX_2 + \dots + EX_{n-1}.$$

Pokażemy, że zachodzi to również dla dowolnych n zmiennych losowych X_1, X_2, \dots, X_n . W tym celu definiujemy zmienną $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_{n-1}$. Mamy:

$$\begin{aligned} E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) &= E(Y + X_n) \\ &\stackrel{(*)}{=} EY + EX_n \\ &= E(X_1 + \dots + X_{n-1}) + EX_n \\ &\stackrel{(\dagger)}{=} EX_1 + \dots + EX_{n-1} + EX_n, \end{aligned}$$

gdzie w (*) użyliśmy faktu, że twierdzenie zachodzi dla $n = 2$, a w (†) użyliśmy faktu, że twierdzenie zachodzi dla $n - 1$ zmiennych losowych. To kończy dowód.

Zadanie 3. Załóżmy, że 10 osób obecnych w restauracji zamówiło w tym samym czasie 10 różnych dań. Niestety roztrzępany kelner zapisał tylko nazwy dań, ale nie zapisał kto co zamawiał. Po przygotowaniu potraw postanowił je więc rozdać gościom restauracji w sposób całkowicie losowy. Oblicz wartość oczekiwaną liczby gości, którzy otrzymali swoje własne dania.

Odpowiedź: Niech $X_i \in \{0, 1\}$, $i = 1, \dots, 10$ oznacza zmienną losową, która przyjmuje wartość 1 jeśli i -ty gość otrzymał swoje własne danie i wartość 0 w przeciwnym przypadku. Zauważmy, że $P(X_i = 1) = \frac{1}{10}$ dla wszystkich i , ponieważ dany (i -ty) gość ma równe szanse otrzymać każde z dań, a tylko jedno z dziesięciu dań jest tym właściwym. Tym samym $X_i \sim B(p)$ gdzie $p = \frac{1}{10}$, a więc $EX_i = p = \frac{1}{10}$. Jeśli zdefiniujemy zmienną $X = X_1 + X_2 + \dots + X_{10}$, to X będzie określało liczbę gości, którzy otrzymali swoje własne dania. Z addytywności wartości oczekiwanej:

$$EX = E(X_1 + \dots + X_{10}) = EX_1 + \dots + EX_{10} = 10 \cdot \frac{1}{10} = 1.$$

Zadanie 4. W klasie jest 10 dziewcząt i 10 chłopców, którym przydzielono arbitralnie i losowo miejsca w 10 dwuosobowych ławkach. Oblicz wartość oczekiwaną liczbę ławek z dwoma dziewczynkami.

Odpowiedź: Niech $X_i \in \{0, 1\}$, $i = 1, \dots, 10$ oznacza zmienną losową, która przyjmuje wartość 1 jeśli w i -tej ławce siedzą dwie dziewczynki i wartość 0 w przeciwnym przypadku. Policzmy $P(X_i = 1)$. Do danej ławki możemy wybrać $\binom{20}{2}$ nieuporządkowanych par osób, ale tylko $\binom{10}{2}$ z tych par to będą pary dwóch dziewczynek. Mamy więc:

$$P(X_i = 1) = \frac{\binom{10}{2}}{\binom{20}{2}} = \frac{9}{38}.$$

Tym samym $X_i \sim B(p)$ gdzie $p = \frac{9}{38}$, a więc $EX_i = p = \frac{9}{38}$. Jeśli zdefiniujemy zmienną $X = X_1 + X_2 + \dots + X_{10}$, to X będzie określało liczbę ławek z dwoma dziewczynkami. Z addytywności wartości oczekiwanej:

$$EX = E(X_1 + \dots + X_{10}) = EX_1 + \dots + EX_{10} = 10 \cdot \frac{9}{38} = \frac{45}{19}.$$

Zadanie 5. Przy okrągłym stole z 20 krzesłami rozsadzono 10 małżeństw w sposób całkowicie losowy. Oblicz wartość oczekiwaną liczbę mężów siedzących obok swoich żon.

Odpowiedź: Niech $X_i \in \{0, 1\}$, $i = 1, \dots, 10$ oznacza zmienną losową, która przyjmuje wartość 1 jeśli w i -ty mąż siedzi obok swojej żony i wartość 0 w przeciwnym przypadku. Policzmy $P(X_i = 1)$. Jest $\binom{19}{2}$ (nieuporządkowanych) par osób, które będą sąsiad(k)ami i -tego męża. Jeśli jednym z sąsiadów/sąsiadek ma być żona i -tego męża, drugą osobę możemy dobrać na $\binom{18}{1} = 18$ sposobów. Mamy więc:

$$P(X_i = 1) = \frac{18}{\binom{19}{2}} = \frac{2}{19}.$$

Tym samym $X_i \sim B(p)$ gdzie $p = \frac{2}{19}$, a więc $EX_i = p = \frac{2}{19}$. Jeśli zdefiniujemy zmienną $X = X_1 + X_2 + \dots + X_{10}$, to X będzie określało liczbę mężów siedzących obok swoich żon. Z addytywności wartości oczekiwanej:

$$EX = E(X_1 + \dots + X_{10}) = EX_1 + \dots + EX_{10} = 10 \cdot \frac{2}{19} = \frac{20}{19}.$$

Zadanie 6. Pokaż, że ta nierówność Cauchy'ego-Schwarza implikuje następującą nierówność:

$$|C(X, Y)| \leq D(X)D(Y)$$

przy czym równość zachodzi wtedy i tylko wtedy, gdy jedna ze zmiennych jest funkcją liniową drugiej, np. $Y = aX + b$.

Odpowiedź: Rozważmy zmienne losowe:

$$Y' = Y - EY, \quad X' = X - EX.$$

Mamy wtedy:

$$\begin{aligned} C(X, Y) &= E((X - EX)(Y - EY)) = E(X'Y'), \\ D^2(X) &= E((X - EX)^2) = E(X'^2), \\ D^2(Y) &= E((Y - EY)^2) = E(Y'^2). \end{aligned}$$

Z nierówności Cauchy'ego-Schwarza wynika, że:

$$(E(X'Y'))^2 \leq E(X'^2)E(Y'^2),$$

co oznacza, że:

$$C(X, Y)^2 \leq D^2(X)D^2(Y).$$

Po wyciągnięciu pierwiastka z obu stron dostajemy nierówność, którą chcieliśmy udowodnić. Na koniec zauważmy, że nierówność jest spełniona jako równość wtedy i tylko wtedy gdy nierówność Cauchy'ego-Schwarza jest spełniona jako równość, tzn. X' jest wielokrotnością Y' lub odwrotnie, np. $Y' = aX'$. Ale:

$$Y' = aX' \iff Y - EY = a(X - EX) \iff Y = aX - aEX + EY.$$

Ale to oznacza, że Y jest dowolną funkcją liniową X , tzn. $Y = aX + b$. Dlaczego? Ponieważ gdy przyłożymy wartość oczekiwaną do obu stron, dostaniemy $EY = aEX + b$, z czego wyjdzie nam, że $b = EY - aEX$, a tym samym $Y = aX - aEX + EY$.

Zadanie 7. Udowodnij, że jeśli zmienne losowe X_1, X_2, \dots, X_n są niezależne to zachodzi:

$$E(X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_n) = (EX_1) \cdot (EX_2) \cdot \dots \cdot (EX_n).$$

Możesz wykorzystać udowodniony na wykładzie fakt, że zachodzi to dla $n = 2$ zmiennych losowych.

Odpowiedź: Udowodnimy to przez indukcję po n , zaczynając od $n = 2$. Przypadek bazowy dla $n = 2$ został pokazany na wykładzie. Weźmy teraz dowolne n i założmy (krok indukcyjny), że twierdzenie zachodzi dla $n - 1$, tzn. że dla dowolnych niezależnych zmiennych losowych X_1, X_2, \dots, X_{n-1} zachodzi:

$$E(X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_{n-1}) = (EX_1) \cdot (EX_2) \cdot \dots \cdot (EX_{n-1}).$$

Pokażemy, że zachodzi to również dla dowolnych n niezależnych zmiennych losowych X_1, X_2, \dots, X_n . W tym celu definiujemy zmienną $Y = X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_{n-1}$. Mamy:

$$\begin{aligned} E(X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_n) &= E(Y \cdot X_n) \\ &\stackrel{(*)}{=} (EY) \cdot (EX_n) \\ &= E(X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_{n-1})(EX_n) \\ &\stackrel{(\dagger)}{=} (EX_1) \cdot (EX_2) \cdot \dots \cdot (EX_n), \end{aligned}$$

gdzie w (*) użyliśmy faktu, że twierdzenie zachodzi dla $n = 2$, a zmienne Y i X_n są niezależne (ponieważ Y jest funkcją X_1, X_2, \dots, X_{n-1} , które wszystkie są niezależne od X_n), natomiast w (†) użyliśmy faktu, że twierdzenie zachodzi dla $n - 1$ zmiennych losowych. To kończy dowód.

Zadanie 8. Udowodnij, że jeśli zmienne losowe X_1, X_2, \dots, X_n są niezależne to zachodzi:

$$D^2(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = D^2(X_1) + D^2(X_2) + \dots + D^2(X_n).$$

Możesz wykorzystać udowodniony na wykładzie fakt, że zachodzi to dla $n = 2$ zmiennych losowych.

Odpowiedź: Udowodnimy to przez indukcję po n , zaczynając od $n = 2$. Przypadek bazowy dla $n = 2$ został pokazany na wykładzie. Weźmy teraz dowolne n i założmy (krok indukcyjny), że twierdzenie zachodzi dla $n - 1$, tzn. że dla dowolnych zmiennych losowych X_1, X_2, \dots, X_{n-1} zachodzi:

$$D^2(X_1 + X_2 + \dots + X_{n-1}) = D^2(X_1) + D^2(X_2) + \dots + D^2(X_{n-1}).$$

Pokażemy, że zachodzi to również dla dowolnych n zmiennych losowych X_1, X_2, \dots, X_n . W tym celu definiujemy zmienną $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_{n-1}$. Mamy:

$$\begin{aligned} D^2(X_1 + X_2 + \dots + X_n) &= D^2(Y + X_n) \\ &\stackrel{(*)}{=} D^2(Y) + D^2(X_n) \\ &= D^2(X_1 + \dots + X_{n-1}) + D^2(X_n) \\ &\stackrel{(\dagger)}{=} D^2(X_1) + D^2(X_2) + \dots + D^2(X_{n-1}) + D^2(X_n), \end{aligned}$$

gdzie w $(*)$ użyliśmy faktu, że twierdzenie zachodzi dla $n = 2$, a zmienne Y i X_n są niezależne (ponieważ Y jest funkcją X_1, X_2, \dots, X_{n-1} , które wszystkie są niezależne od X_n), natomiast w (\dagger) użyliśmy faktu, że twierdzenie zachodzi dla $n - 1$ zmiennych losowych. To kończy dowód.

Zadanie 9. Pokaż, że jeśli X i Y są niezależne, to:

$$D^2(aX + bY) = a^2 D^2(X) + b^2 D^2(Y)$$

Odpowiedź: Bierzemy zmienne losowe $U = aX$ i $V = bY$. Ponieważ X i Y są niezależne, to niezależne są również U i V . Wykorzystując w $(*)$ poniżej twierdzenie o sumie zmiennych losowych:

$$D^2(aX + bY) = D^2(U + V) \stackrel{(*)}{=} D^2(U) + D^2(V) = D^2(aX) + D^2(bY) = a^2 D^2(X) + b^2 D^2(Y),$$

gdzie w ostatniej równości wykorzystaliśmy znane prawo skalowania wariancji (patrz wykład).

Zadanie 10*. Pokaż, że jeśli X i Y są niezależne i X ma rozkład $\text{Pois}(\lambda_1)$, a Y ma rozkład $\text{Pois}(\lambda_2)$, to $Z = X + Y$ ma rozkład $\text{Pois}(\lambda_1 + \lambda_2)$

Odpowiedź:

$$\begin{aligned} P(Z = n) &= \sum_{k, \ell: k+\ell=n} P(X = k)P(Y = \ell) \\ &= \sum_{k=0}^n P(X = k)P(Y = n - k) \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_2^{n-k}}{(n-k)!} e^{-\lambda_2} \\ &= \frac{e^{-\lambda_1 - \lambda_2}}{n!} \sum_{k=0}^n \frac{n!}{k!(n-k)!} \lambda_1^k \lambda_2^{n-k} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{n!} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \lambda_1^k \lambda_2^{n-k} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{n!} (\lambda_1 + \lambda_2)^n, \end{aligned}$$

gdzie ostatnia równość wynika z następującego faktu: dla dowolnych $a, b \in \mathbb{R}$:

$$(a + b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}.$$